

HET TIJDSKREDIET EINDELOOPBAAN. VERLENGT HET DE BEROEPSLOOPBAAN?¹

DOOR | **ANDREA ALBANESE*, BART COCKX** EN YANNICK THUY*****

* Luxembourg Institute of Socio-Economic Research (LISER), Universiteit Gent (SHERPPA)

** Universiteit Gent (SHERPPA), Université Catholique de Louvain (IRES), IZA (Bonn) en CESifo (München)

*** Federaal Planbureau en Universiteit Gent (SHERPPA)

1. PROBLEEMSTELLING

De veroudering van de bevolking zet een enorme druk op de socialezekerheidsvoorzieningen van vele ontwikkelde landen. Een van de manieren om deze druk af te wenden, is ervoor te zorgen dat mensen langer werken. In de groep van 15 kernlanden van de Europese Unie (EU-15) was de activiteitsgraad van de 55- tot 64-jarigen 29 procentpunten onder die van de 25- tot 54-jarigen (OESO, 2015). Dit verschil liep in België zelfs op tot 41(!) procentpunten. Waarnemers stellen dat werknemers op het einde van hun carrière vaak vervroegd uittreden omdat ze (i), al dan niet door gezondheidsproblemen, het werkritme niet meer aankunnen, (ii) in die fase van het leven meer zorgtaken voor partner, kleinkinderen of andere naasten wensen op te nemen, of (iii) gewoon meer nood hebben om na een inspannende beroeps carrière de balans tussen werk en vrije tijd te herstellen. Een geleidelijke arbeidsduurvermindering op het einde van de carrière zou deze vervroegde uittrede kunnen voorkomen, omdat dit zou toelaten om het werkritme aan deze nieuwe omstandigheden en noden aan te passen (Schmid, 1998; Ahn, 2016; Gielen, 2009; Van Looy et al., 2014). Anderen betwisten dit voordeel echter. Werkgevers zouden op het einde van de loopbaan een beroep kunnen doen op gesubsidieerd deeltijds werk om zich op een goedkope manier geleidelijk te kunnen ontdoen van hun oudere werknemers, die

(1) Dit is een Nederlandstalige samenvatting van de tekst met titel: "Working Time Reductions at the End of the Career. Do They Prolong the Time Spent in Employment?". Voor alle technische details verwijzen we naar de Engelstalige versie, beschikbaar op http://users.ugent.be/~bcockx/Albanese_Cockx_Thuy_16.pdf. Dit onderzoek werd gefinancierd door het Federaal Wetenschapsbeleid (BELSPO) in het Programma "Samenleving en Toekomst" (contract nr. TA/00/044). Andrea Albanese werd ook gedeeltelijk gefinancierd door het Bijzonder Onderzoeksfonds van de Universiteit Gent (code 01SF3612). We verkregen de data van dit onderzoek van de Kruispuntbank van de Sociale Zekerheid (verslag nr. 12/080 van het Sectoraal comité van de Sociale Zekerheid en van de Gezondheid, Afdeling Sociale Zekerheid). We danken Frank Vandenbroucke en de anonieme recensenten voor hun kritisch commentaar. Dit verklaart waarom dit artikel niet volledig overeenstemt met het overeenstemmende hoofdstuk in het rapport bestemd voor BELSPO. Voor alle resterende fouten zijn de auteurs verantwoordelijk.

meer kosten dan ze opleveren. Het deeltijdse werk zou dan gewoon een brug slaan naar een volledige vervroegde pensionering zodra de deeltijdse werknemer hiervoor de gerechtigde leeftijd bereikt (Graf et al., 2011). In dit onderzoek trachten we meer klaarheid te brengen in deze controverse. Dit gebeurt op basis van een evaluatie van het tijdskrediet eindeloopbaan in België, ook wel “landingsbanen” genoemd.

In België hebben oudere werknemers in de private sector² op het einde van de loopbaan tot aan hun pensioen recht op een gesubsidieerde arbeidsduurvermindering van 20% of 50%. In de analyseperiode voor dit onderzoek (2003-2011) kon dit onder bepaalde voorwaarden vanaf de leeftijd van 50 jaar. De huidige regering heeft deze leeftijdsvoorwaarde in 2015 opgetrokken. Op dit ogenblik heeft iedereen met minstens 25 jaar werkervaring dit recht vanaf 60 jaar, maar mensen die een zwaar beroep uitoefenen, in een onderneming in herstructurering werken, of minstens 35 jaar gewerkt hebben, kunnen al instappen vanaf 55 jaar.³ We bestuderen hier of dit systeem werknemers langer aan het werk kan houden en of deelname het uittredekanal (ziekte en aard van de vervroegde pensionering) beïnvloedt. We volgen werknemers tot acht jaar na hun instroom in het systeem op. Deze relatief lange termijn impliceert dat we per definitie niet de effecten van het systeem onder de huidige modaliteiten kunnen onderzoeken: we beschouwen enkel individuen die in de periode 2003-2004 het tijdskrediet eindeloopbaan opnamen. In het besluit bespreken we kort onze conclusies in het licht van de recente hervormingen.

Deze bijdrage is verder als volgt gestructureerd. Eerst vatten we de lessen samen die we uit de buitenlandse literatuur kunnen trekken. Daarna leveren we een beknopt overzicht van de institutionele context. Dan volgt een bespreking van de data, de methode, de resultaten en van de kosten-batenanalyse die we uitvoerden. We eindigen met een samenvatting en met beleidsaanbevelingen.

2. WAT WE AL WETEN⁴

Verschillende landen in de EU hebben systemen van graduele pensionering ingesteld.⁵ Deze nemen verschillende vormen aan. In Zweden, Finland en Denemarken kunnen werknemers op het einde van hun carrière hun arbeidsduur verkorten en tegelijkertijd vroegtijdig gedeeltelijk hun pensioenrechten opnemen. In Duitsland en Oostenrijk subsidieert de overheid, zoals in ons land, deeltijds werk via uitkeringen. In deze landen bestaat er echter ook de mogelijkheid om de arbeidsduurverkortings in blok gedurende de laatste jaren vóór pensionering op te nemen,

(2) In de publieke sector bestaat dit recht ook, maar daar wordt het “loopbaanonderbreking” genoemd. Dit onderzoek bestudeert enkel het systeem van het tijdskrediet in de private sector.

(3) Het recht bestaat om 5 jaar eerder, vanaf 55 of 50 jaar, deeltijds te werken, maar dan zonder vergoeding.

(4) Zie Eurofound (2016) voor een recente samenvatting van de internationale literatuur.

(5) Zie tabel A.1 in de bijlage van het Engelstalige onderzoeksrapport voor een overzicht hiervan.

waardoor het systeem meer gaat lijken op een vervroegde pensionering.⁶ Ten slotte bestond er ook nog in Nederland tot in 2012 een systeem waarbij werknemers in het begin van hun carrière tijd konden opsparen. Deze tijd kon dan op het einde van hun carrière in arbeidsduurvermindering omgezet worden.

Ondanks de redelijk wijde verspreiding van het stelsel van graduele pensionering, bestaat er weinig wetenschappelijke evidentie of dit al dan niet de uittrede uit de arbeidsmarkt beïnvloedt. Hier volgt een beknopte samenvatting van studies die de causale effecten van zulke stelsels trachten te schatten. Graf et al. (2011) en Huber et al. (2016) bestuderen respectievelijk het Oostenrijkse en het Duitse systeem. Beide studies vinden dat graduele pensionering de kans op werkloosheid verlaagt, maar dit impliceert niet dat werknemers langer aan het werk blijven. Velen maken immers gebruik van het “blokmodel”, waarin ze officieel als werknemers geregistreerd worden, maar in de feiten vroegtijdig uit de arbeidsmarkt zijn getreden. Niettemin vinden beide studies dat gedurende de eerste twee jaren het aantal gewerkte uren toenam⁷ en dat er pas vanaf het derde jaar na instroom minder gewerkt werd dan zonder de optie van arbeidsduurverkorting. Berg et al. (2015) evalueren eveneens het Duitse stelsel. Zij stellen vast dat de beroepsloopbaan voornamelijk verlengd werd in perioden dat men het blokmodel minder intensief gebruikte. Ten slotte onderzochten Elsayed et al. (2015) op basis van een vignettestudie⁸ de effecten van verschillende hypothetische pensioenhervormingen in Nederland, waaronder de introductie van een graduele pensionering. Volgens deze studie zou zulke hervorming werknemers ertoe aanzetten om gemiddeld genomen één jaar later met pensioen te gaan, maar de totale gewerkte tijd zou met 3,4 maanden afnemen.

3. GRADUELE PENSIONERING IN BELGIË: HET TIJDSKREDIET EINDELOOPBAAN

We bestuderen de effecten van het tijdskrediet eindeloopbaan voor oudere werknemers die in 2003 en 2004 in dit stelsel instroomden. Daarom beperken we ons tot een beschrijving van de regelgeving die op dat moment van toepassing was. In het besluit bespreken we kort een aantal implicaties van de recente hervormingen van het systeem.

(6) Vóór de hervorming in 2015 was het ook mogelijk om in België voor een beperkte periode voltijds tijdskrediet op te nemen. Aangezien dit veel minder voordelig was dan een vervroegd pensioen, had dit echter weinig succes.

(7) In Oost-Duitsland werden zulke positieve effecten niet vastgesteld. De auteurs wijten dit aan de slechtere staat van de arbeidsmarkt in Oost-Duitsland.

(8) In een vignettestudie wordt aan deelnemers een aantal hypothetische situaties voorgelegd die ze moeten evalueren. De onderzoeker kan zulke evaluaties gebruiken om diverse onderzoeksvragen te beantwoorden.

Werknemers ouder dan 50 en tewerkgesteld in de private sector hadden het recht om onder de volgende voorwaarden hun arbeidsduur met 20% of 50% in te korten in het kader van het tijdskrediet eindeloopbaan. Zij moesten:

- gedurende minstens één jaar vóór ingang van het 20% (50%)-tijdskredietregime minstens 75% van een voltijdse job gewerkt hebben;
- minstens gedurende 5 jaar in dezelfde onderneming tewerkgesteld zijn;
- minstens 20 jaar werkervaring hebben;
- toestemming hebben van hun werkgever indien deze niet meer dan 10 werknemers in dienst had; indien dit aantal hoger was, dan was deze toestemming enkel vereist indien meer dan 5%⁹ van alle werknemers reeds tijdskrediet opgenomen had;
- de werkgever minstens drie maanden vóór ingang van het tijdskrediet informeren.

Indien aan deze voorwaarden voldaan was, had de werknemer recht op een maandelijks forfaitaire uitkering van (i) 224 EUR voor alleenstaanden met of zonder kinderen ten laste in het 20%-regime en 186 EUR voor andere huishoudtypes, en (ii) 400 EUR voor alle huishoudtypes in het 50%-regime. In de hieronder beschreven steekproef, resulteren deze uitkeringen samen met het deeltijdse inkomen uit werk in een gemiddelde vervangingsratio van 83% (resp. 57%) van het voltijdse brutoloon voor werknemers die hun arbeidsprestaties met 20% (resp. 50%) verminderen.¹⁰ Ter vergelijking, dit is lager dan in Duitsland en Oostenrijk, waar in het eerste land deze ratio voor een halftijdse werknemer 70% bedroeg en in het tweede land 75% voor deeltijds werk ten belope van 40% tot 60% van een voltijdse job.

Het voordeel van het tijdskrediet beperkt zich echter niet tot deze maandelijks uitkering. Deeltijdse werknemers in tijdskrediet worden voor de bepaling van wettelijke pensioenrechten en werkloosheidsuitkeringen gelijkgesteld met voltijdse werknemers. Een (vooruitziende) voltijdse werknemer wordt hierdoor extra aangezet om deeltijds te gaan werken, want hij/zij verliest hierdoor nauwelijks pensioenrechten.¹¹ Door deze gelijkstelling wordt de werknemer in tijdskrediet er financieel toe aangezet om sneller te stoppen met werken. Zonder deze gelijkstelling zou een deeltijdse werknemer immers langer moeten werken om dezelfde rechten op te bouwen.

(9) Hiervan mocht bij Collectieve Arbeidsovereenkomst (cao) worden afgeweken.

(10) Noteer dat deze ratio afhangt van de hoogte van het loon. Bijvoorbeeld, voor de 10% laagste lonen in onze steekproef steeg deze ratio tot 96% (75%), hoger dus dan in Duitsland of Oostenrijk.

(11) De werknemer verliest enkel de extra rechten die hij/zij als voltijdse werknemer via anciënniteitsvergoeding opgebouwd zou hebben: als hij/zij tijdskrediet opneemt, wordt voor de opbouw van de pensioenrechten het voltijdse loon dat hij/zij verdiende vóór de overstap naar deeltijds werk in aanmerking genomen. De anciënniteitsvergoeding waarop de werknemer recht gehad zou hebben indien hij voltijds was blijven werken, wordt dus niet in rekening gebracht. Dit verlies is verwaarloosbaar.

Deze gelijkstelling geldt echter niet voor het conventionele brugpensioen.¹² In dit stelsel hadden werknemers vanaf 58 jaar¹³ het recht om tot aan hun pensioenleeftijd van een werkloosheidsuitkering te genieten, aangevuld met een door de werkgever gedragen supplement. Dit supplement bedroeg de helft van het verschil tussen de uitkering en het loon. Hoewel werknemers in tijdskrediet wel in aanmerking komen voor een werkloosheidsuitkering van een voltijdse werknemer, geldt deze gelijkstelling echter niet voor het supplement. Dit wil zeggen dat het supplement slechts de helft van het verschil bedraagt tussen de voltijdse werkloosheidsuitkering en het deeltijdse loon. Indien het deeltijdse loon lager is dan de voltijdse werkloosheidsuitkering, verliezen halftijdse werknemers hierdoor zelfs het recht op een supplement. Door deze regeling worden werknemers in tijdskrediet veel minder dan voltijdse werknemers er financieel toe aangezet om een brugpensioen op te nemen. Onze econometrische analyse bevestigt dat werknemers in tijdskrediet veel minder dan andere werknemers de arbeidsmarkt vroegtijdig via brugpensioen verlaten. Door het systeem van de gelijkstelling stromen zij eerder uit via het vervroegde wettelijke rustpensioen, wat mogelijk is vanaf 60 jaar.

4. DATA EN METHODE

Voor de analyse baseren we ons op een selectie van een endogeen gestratificeerde toevalssteekproef uit het Rijksregister van de geboortecohorten 1941 tot 1950 (tussen 53 en 62 jaar oud in 2003). Deze steekproef gebruikten we eveneens in ander onderzoek om de effecten op tewerkstelling van socialelastenverlagingen voor oudere werknemers te schatten (Albanese en Cockx, 2017). De oorspronkelijke steekproef bestaat uit 243.655 individuen (153.655 mannen en 90.282 vrouwen). Deze werd via *endogene* stratificatie getrokken met het doel om de beroepsactiviteiten in deze oudere populatie over te vertegenwoordigen. Hoe dit precies gebeurde en wat dit impliceert voor de analysemethoden, kan de lezer in het Engelstalige onderzoeksrapport lezen. Aangezien we ons in dit onderzoek specifiek interesseren in welke mate de instap in deeltijds tijdskrediet werknemers op het einde van hun loopbaan ertoe kan aanzetten om langer aan het werk te blijven, gebruiken we hier slechts een substeekproef. We weerhouden een groep die in het tijdskrediet is ingestapt en een controlegroep die hier geen gebruik van heeft gemaakt. Een vergelijking van de uittrede uit werk tussen deze twee groepen maakt het mogelijk om het effect van het

(12) De huidige benaming voor het conventionele brugpensioen is het stelsel van werkloosheid met bedrijfstoeslag (SWT). Omdat er geen publieke informatie over beschikbaar is, is het moeilijk te achterhalen of de regeling voor de SWT ook geldt voor de zogenaamde informele “Canada Dry”, waarin werkgevers dezelfde voordelen toekennen als in het stelsel van de brugpensioenen, maar dit zonder zich aan de officiële regels – zoals de leeftijdsvoorwaarde – te hoeven houden.

(13) Voor zware beroepen of ondernemingen in moeilijkheden kan dit, afhankelijk van de sector, zelfs op jongere leeftijd, maar nooit vóór 50 jaar. Sinds 2015 is deze leeftijd opgetrokken tot 62 jaar, weliswaar met gelijkaardige uitzonderingen als voordien.

deeltijdse tijdscrediet op deze uittrede te meten. Vooraleer we verduidelijken hoe deze substeekproef hebben bepaald en welke analysemethoden we hiervoor hebben gebruikt, beschrijven we beknopt welke informatie we aan deze getrokken individuen konden koppelen.

Voor elk individu in de steekproef beschikken we over de informatie die gerapporteerd is in de zogenaamde “Datawarehouse Arbeidsmarkt en Sociale Bescherming” van de Kruispuntbank van de Sociale Zekerheid. De Datawarehouse brengt voor alle Belgische residenten administratieve gegevens bijeen waarover de diverse sociale-zekerheidsinstellingen in dit land beschikken. Deze data bevatten vanaf 1998 een gedetailleerde arbeidshistoriek (beroepservaring al dan niet bij dezelfde werkgever, gemiddelde intensiteit van tewerkstelling in verhouding tot voltijdse tewerkstelling), de aard van tewerkstelling (arbeider of bediende, sector, bedrijfsgrootte, paritair comité) en looninformatie. Tewerkstelling in de private sector wordt reeds vanaf 1957 beschreven. In onze analyse maken we uitgebreid gebruik van deze data, niet alleen om de uitkomsten waarin we geïnteresseerd zijn, te meten (kans om aan het werk te blijven, arbeidsduur, brugpensioenering en andere vervroegde-uittredekanalen), maar ook om de behandelingsgroep (die in tijdscrediet eindeloopbaan) meer vergelijkbaar te maken met de controlegroep. Om deze vergelijkbaarheid te verhogen gebruiken we behalve deze gegevens ook nog individuele en huishoudenkenmerken, zoals geslacht, leeftijd, nationaliteit, grootte en type van het huishouden (koppel of alleenstaand, aanwezigheid van kinderen) en woonplaats. Een uitgebreide beschrijving van deze data kan de lezer terugvinden in de bijlage bij het Engelstalige onderzoeksrapport.

We beogen in dit onderzoek het effect te meten van deelname aan het tijdscrediet eindeloopbaan op de kans om aan het werk te blijven, d.i. op de “overlevingskans”.¹⁴ Het tijdscrediet verving in 2002 het stelsel van de loopbaanonderbreking in de private sector. Niettemin starten we onze analyse pas vanaf 2003 en dit om twee redenen. Ten eerste willen we het stelsel niet op het moment van introductie evalueren, wanneer potentiële deelnemers nog niet goed op de hoogte zijn van de aanpassingen in de regelgeving en wanneer er nog overgangsregelingen van toepassing zijn. Verder is het onze bedoeling om ook het effect van tijdscrediet op ziekteverzuim te meten. Deze informatie wordt pas vanaf 2003 in de administratieve data gerapporteerd.¹⁵

(14) We gebruiken het concept “overlevingskans” omdat we ons baseren op statistische methoden die demografen en artsen gebruiken om de kans om in leven te blijven te beschrijven.

(15) Een gevolg is dat we niet kunnen controleren voor verschillen tussen controle- en behandelingsgroep in ziekteverzuim (als indicator voor gezondheid) dat vóór 2003 plaatsvond. Dit meten we enkel *indirect* via de data met betrekking tot de arbeidshistoriek: ziekteverzuim brengt werkverlet met zich mee.

We selecteren voor de analyse twee cohorten, één die in 2003 tijdskrediet eindeloopbaan opnam en een andere die dit in 2004 deed. De analyse voor deze twee groepen gebeurt afzonderlijk, maar om de nauwkeurigheid van de schattingen te verhogen, rapporteren we de gemiddelde effecten van deze twee groepen. In principe hadden we ook de instroom in tijdskrediet in latere jaren kunnen beschouwen, maar daardoor zou het niet meer mogelijk zijn om langetermijneffecten (tot acht jaar na instroom) te identificeren. 2011 vormt het einde van onze observatieperiode. De uiteindelijke deelsteekproef bestaat uit 1.227 mannen en 762 vrouwen.

Om de controlegroep zo vergelijkbaar mogelijk te maken, leggen we aan deze groep dezelfde selectiecriteria op als die waaraan de rechthebbenden op het tijdskrediet moesten voldoen. Deze selectiecriteria beschreven we aan het begin van Sectie 3. Dit resulteert in een vergelijkingsgroep van 29.791 mannen en 9.658 vrouwen. Hoewel deze criteria de vergelijkbaarheid tussen controle- en behandelingsgroepen sterk verhogen, blijven er toch verschillen bestaan. In het Engelstalige onderzoeksrapport tonen we in tabel 1 aan dat de samenstelling van de twee groepen, zowel voor vrouwen als voor mannen, voor veel van de hogergenoemde controlevariabelen nog significant verschilt. Daarom maken we gebruik van de methode van omgekeerde kansweging (“inverse probability weighting”) om deze vergelijkbaarheid nog verder op te drijven. Zoals in een lineaire regressieanalyse, controleert deze methode voor waargenomen verschillen in de weerhouden controlevariabelen tussen de begunstigden en de niet-begunstigden van het tijdskrediet. Dit is een semiparametrische methode, die, in tegenstelling tot de lineaire regressieanalyse, geen parametrische (lineaire) relatie veronderstelt tussen de uitkomst en de controlevariabelen. Hierdoor vermijdt men de impliciete vertekening die lineaire regressies induceren door onvergelijkbare individuen uit de twee groepen toch, via lineaire extrapolatie, te vergelijken.

De methode van de omgekeerde kansweging schat eerst op basis van een parametrisch model (bv. een probit) – vandaar dat de methode “semiparametrisch” is – de conditionele kans dat individuen met welbepaalde controlevariabelen gebruik maken van het tijdskrediet, d.i. “behandeld” worden. Deze kans wordt de “propensity score” genoemd en gesymboliseerd door $P(x)$, waarin x de controlevariabelen voorstellen. In de veronderstelling dat, na controle voor x , er geen andere niet-waargenomen

factoren zijn die systematisch zowel de uitkomst¹⁶ als de kans op behandeling (d.i. onder “conditionele onafhankelijkheid”) beïnvloeden, kan men aantonen dat het gewogen gemiddelde van de waargenomen uitkomst in de behandelings-, en controlegroep – met als gewicht respectievelijk $1/P(x)$ en $1/[1-P(x)]$ – gelijk is aan de verwachte uitkomst van een gemiddeld individu in de populatie¹⁷ in geval van behandeling ($E(Y_1)$),¹⁸ respectievelijk niet-behandeling ($E(Y_0)$).¹⁹ De intuïtie is de volgende. Onder conditionele onafhankelijkheid kan de gemiddelde uitkomst van de behandelingsgroep enkel verschillen van de verwachte uitkomst van een gemiddeld individu in de populatie indien de samenstelling van de behandelingsgroep en van de populatie in termen van de controlevariabelen x verschilt. Stel, bijvoorbeeld, dat x twee waarden kan aannemen: x_1 en x_2 . Als individuen met kenmerken $x=x_1$ meer kans hebben om behandeld te worden dan individuen met kenmerken $x=x_2$ ($P(x_1) > P(x_2)$), dan zullen er in de behandelingsgroep proportioneel meer individuen met kenmerken x_1 zijn dan in de populatie (en minder met kenmerken x_2). Indien de uitkomst in geval van behandeling (Y_1) voor individuen met kenmerken x_1 ook systematisch verschilt van de uitkomst voor individuen met kenmerken x_2 ($E(Y_1|x=x_1) \neq E(Y_1|x=x_2)$)²⁰, dan krijgt deze uitkomst in het gemiddelde over de behandelingsgroep systematisch meer gewicht dan in de populatie en zullen de gemiddelde uitkomsten in de twee groepen van elkaar verschillen. Door de uitkomst van individuen met kenmerken x_1 en x_2 in de behandelingsgroep systematisch te wegen met het omgekeerde van hun kans op voorkomen in de behandelingsgroep, namelijk met respectievelijk $1/P(x_1)$ en $1/P(x_2)$, zorgen we ervoor dat we bij het berekenen van de gemiddelden deze verschillende individuen hetzelfde gewicht toekennen als in de populatie. Op die wijze krijgen we bijgevolg een correcte schatting van de gemiddelde uitkomst in geval van behandeling voor de populatie. De intuïtie voor

(16) De uitkomst Y is een indicator gelijk aan één indien men op het beschouwde moment nog aan het werk is en gelijk aan nul indien men niet meer werkt. Het gemiddelde van deze indicator meet de fractie die nog op dat moment aan het werk is, d.i. de “overlevingskans”. Voor de analyses waarbij we de uitstroom uit werk via een bepaald uittredekanal beschouwen (zie Sectie 5), wordt deze indicator enkel op nul gesteld indien het individu via het gekozen kanaal uittreedt en dus niet wanneer dit via een ander kanaal gebeurt. Het gemiddelde van deze indicator meet de “overlevingskans” van de latente duur in werk indien de uitrede enkel via het gekozen kanaal zou gebeuren. Dit komt overeen met de meting van uitkomsten in een zogenaamd “competing risk”-model in duuranalyse.

(17) De populatie is de unie van controle- en behandelingsgroep.

(18) $E(Z)$ symboliseert de verwachte waarde (d.i. het gemiddelde) van de kansvariabele Z .

(19) Introduceer de volgende notatie: $D=1$ in geval van behandeling (d.i. deeltijds werken in tijdskrediet einde-loopbaan), $D=0$ in geval dat men niet behandeld wordt, Y is de waargenomen uitkomst (gelijk aan één indien aan het werk en nul anders), Y_1 is de uitkomst in geval van behandeling en Y_0 is de uitkomst in geval van niet-behandeling. Voor een individu dat behandeld wordt, kunnen we enkel Y_1 waarnemen en voor een niet-behandeld individu enkel Y_0 : $Y = DY_1 + (1-D)Y_0$. Door gebruik te maken van de wet van de herhaalde verwachtingen, van het feit dat $DY = DY_1$ en de conditionele onafhankelijkheid gegeven x ($E(Y_d|x, D=d) = E(Y_d|x)$ voor $d=0$ of $d=1$) krijgen we de volgende gelijkheden: $E[DY/P(x)] = E[E(DY_1|x)/P(x)] = E[(P(x)E(Y_1|x), D=1) + [1-P(x)]E(0.Y_0|x, D=0)]/P(x) = E[E(Y_1|x)] = E(Y_1)$. Op analoge wijze verkrijgen we dat $E[(1-D)Y/[1-P(x)]] = E(Y_0)$.

(20) $E(Z|x)$ symboliseert het conditionele gemiddelde van kansvariabele Z , gegeven dat de controlevariabelen de waarde x aannemen.

de controlegroep is gelijklopend met dat verschil dat de kans voor individuen met kenmerken x_1 en x_2 om in de controlegroep weerhouden te worden, gelijk is aan respectievelijk $1-P(x_1)$ en $1-P(x_2)$. Noteer dat er in twee situaties geen weging nodig is: (1) indien de “propensity scores” voor alle x -waarden gelijk zijn ($P(x_1) = P(x_2) = 1/2$); (2) indien de uitkomsten niet systematisch verschillen tussen de verschillende x -waarden ($E(Y_1|x=x_1) = E(Y_1|x=x_2)$ en $E(Y_0|x=x_1) = E(Y_0|x=x_2)$).

We kunnen dus door gepaste weging een correcte schatting verkrijgen van de gemiddelde uitkomst in de populatie, zowel in geval van behandeling ($E(Y_1)$) als zonder behandeling ($E(Y_0)$). Het gemiddelde effect van de behandeling in de populatie bekomt men dan gewoon door het verschil te nemen van deze gemiddelden ($E(Y_1) - E(Y_0)$). In onze analyse interesseren we ons echter voor het gemiddelde effect van de behandeling voor diegenen die effectief behandeld worden en niet voor die in de populatie, d.w.z. de unie van de behandelings- en controlegroep. In dit geval is de gemiddelde uitkomst in geval van behandeling ($E(Y_1|D=1)$) gewoon gelijk aan de gemiddelde uitkomst van de behandelingsgroep ($E(Y|D=1)$). De gemiddelde uitkomst in geval van niet-deelname van diegenen die effectief behandeld worden ($E(Y_0|D=1)$) kunnen we echter niet waarnemen. Onder de veronderstelling van conditionele onafhankelijkheid, verschilt de gemiddelde uitkomst van de controlegroep van deze van de behandelingsgroep in geval van niet-deelname enkel omdat hun samenstelling in termen van de controlevariabelen x variëren. Analoog aan de redenering hierboven kunnen we, door adequaat de uitkomsten van de controlegroep te wegen, de samenstelling aanpassen aan die van de behandelingsgroep. Op die wijze verkrijgen we voor de behandelingsgroep de gemiddelde uitkomst in geval van niet-deelname ($E(Y_0|D=1)$). Hier dient men te wegen met $P(x)/(1-P(x))$: door te wegen met $1/[1-P(x)]$ geeft men aan elk individu in de controlegroep hetzelfde gewicht als in de populatie; vervolgens weegt men met $P(x)$ om aan elk individu hetzelfde gewicht te geven als in de behandelingsgroep. Het gemiddelde effect van de behandelingsgroep bekomt men dan door het verschil te nemen tussen de gemiddelde uitkomst van de behandelingsgroep ($E(Y|D=1)$) en de gewogen gemiddelde uitkomst van de controlegroep.²¹

De methode van de omgekeerde kansweging veronderstelt dat de waargenomen controlevariabelen alle relevante verschillen wegnemen tussen begunstigden en niet-begunstigden van het tijdscrediet. Deze veronderstelling is minder sterk dan ze op

(21) Een complicatie bij de toepassing van deze methode is dat werknemers op elk moment in tijdscrediet kunnen instappen. Individuen die op één moment tot de controlegroep behoren, kunnen bijgevolg op het volgende moment in “behandeling” zijn. Bovendien verandert de samenstelling van controle en behandelingsgroep over de tijd omdat individuen stoppen met werken (na tijdscrediet opnieuw voltijds gaan werken gebeurt niet). We volgen de oplossingen die hiervoor in de literatuur werden aangereikt (Fredriksson en Johansson, 2008; Vikström, 2014). Die komen erop neer dat de methode van de inverse kansweging herhaaldelijk in elke periode wordt toegepast.

het eerste gezicht lijkt. Dit komt omdat de controlevariabelen de bijna volledige loopbaangeschiedenis van de werknemers omvatten. Aangezien deze loopbaangeschiedenis aangeeft in welke mate individuen in het verleden het werk al dan niet onderbraken, is ze een goede voorspeller van mogelijk bestendige *niet*-waargenomen determinanten van de “overlevingskans” in werk en van de opname van een deeltijds tijdscrediet, zoals de voorkeur voor vrije tijd of de inherente gezondheidstoestand. Niettemin heeft de methode ook een belangrijke beperking. Ze kan niet controleren voor niet-waargenomen *onverwachte* gebeurtenissen, zoals een plotse verslechtering van de gezondheidstoestand van de persoon in kwestie of van naasten, of de geboorte van een kleinkind waarvoor men wenst te zorgen, die op een bepaald moment zowel de kans op tijdscrediet als op tewerkstelling beïnvloeden. In de mate dat zulke gebeurtenissen belangrijk zijn, zijn de gemeten effecten niet causaal.

5. RESULTATEN EN KOSTEN-BATENANALYSE

5.1. OVERLEVINGSKANS IN WERK

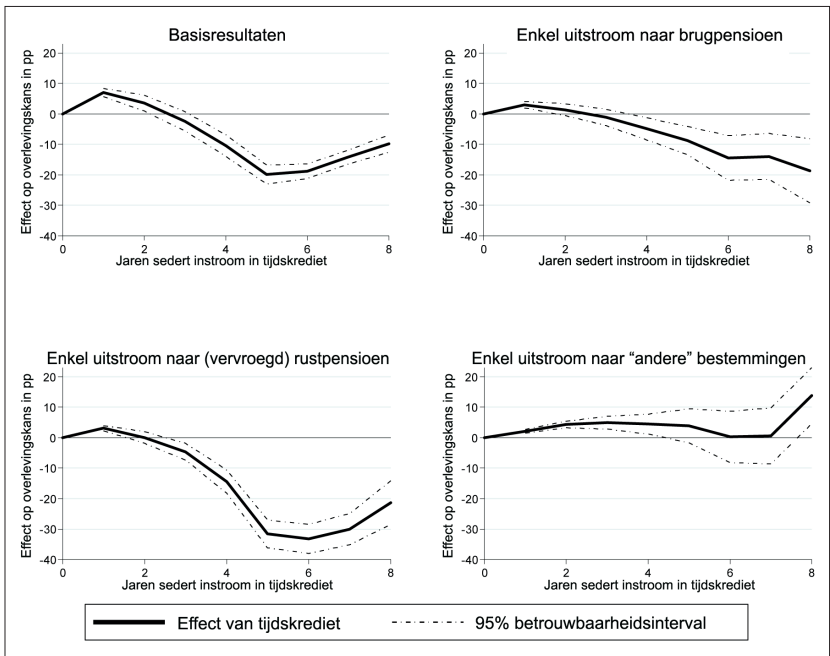
Figuur 1 vat de belangrijkste resultaten van onze analyses samen. Het bovenste luik (A) rapporteert die voor mannen en het onderste (B) voor vrouwen. Het noordwestelijke paneel toont telkens de basisresultaten van het effect van het tijdscrediet op de overlevingskans in werk. Gedurende de eerste twee jaren verhoogt deeltijdse tewerkstelling ondersteund met tijdscrediet de kans dat werknemers langer aan het werk blijven: voor mannen verhoogt deze kans in het eerste jaar met 7 procentpunten (pp) en in het tweede met 3,5 pp; beide effecten zijn significant verschillend van nul. Voor vrouwen is er een groter positief effect dat ook langer duurt, tot vier jaar na instroom in het tijdscrediet: + 8,8 pp in jaar 1, + 10,9 pp in jaar 2, + 8,6 pp in jaar 3 en + 3,2 pp in jaar 4. In de volgende jaren draait het teken van het effect om: na ongeveer vijf jaar tijdscrediet is de kans om nog steeds aan het werk te zijn voor mannen 20 pp en voor vrouwen 12 pp lager dan zonder tijdscrediet. Naar het einde van de periode tendeert het effect weer naar nul. Dat komt omdat alle werknemers uiteindelijk met pensioen gaan, ongeacht of ze al dan niet van het tijdscrediet gebruik maken.

Deze effecten zijn vergelijkbaar met diegene die Graf et al. (2011) rapporteren voor Oostenrijk en Huber et al. (2016) voor Duitsland. Het positieve effect gedurende de eerste jaren suggereert dat het deeltijds werk in de eerste fase werknemers toelaat om op het einde van hun carrière een betere balans te vinden tussen werkritme en vrije tijd en/of zorgtaken (Gielen, 2009; Van Looy et al., 2014). Gezondheidsproblemen spelen hierin slechts een marginale rol (zie hiervoor de bespreking van de “impact op het ziekteverzuim”). Na verloop van tijd lijken deze positieve effecten echter uitgespeeld. Door deeltijds te gaan werken, verliezen werknemers geleidelijk hun hechting met de arbeidsmarkt en/of interpreteert de werkgever hun keuze voor

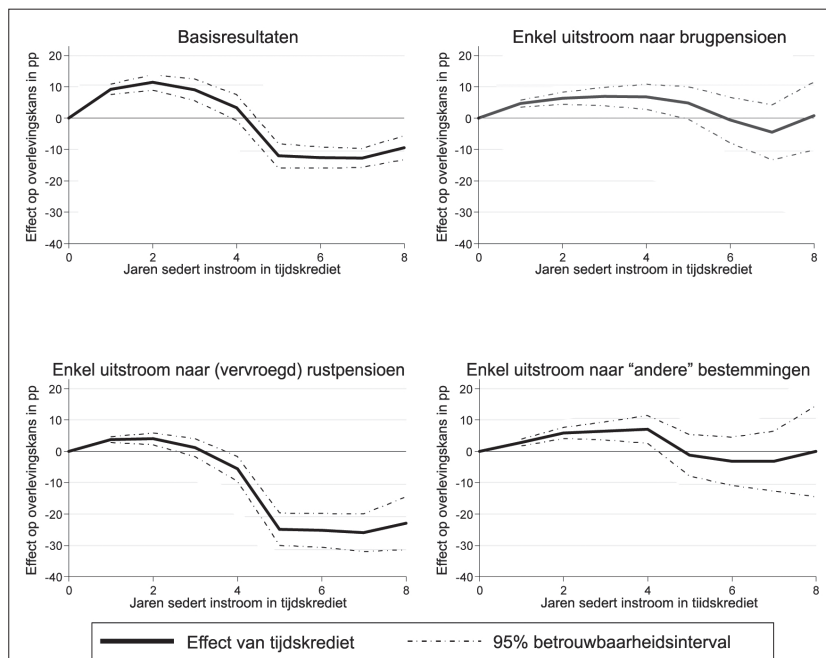
deeltijds werk mogelijk als een signaal dat ze de arbeidsmarkt vervroegd wensen te verlaten en laten ze deze deeltijdse werknemers vervroegd uittreden (Machado en Portela, 2012). Dit betekent dat wanneer ze op basis van hun leeftijd in aanmerking komen voor vervroegd pensioen, ze dit ook sneller doen (omdat ze hiervoor kiezen of omdat de werkgever hen hiertoe aanzet) dan wanneer ze geen tijdskrediet hadden opgenomen. Graf et al. (2011) argumenteren dat arbeidsduurvermindering voor werkgevers een manier kan zijn om, in afwachting van het brugpensioen, zich geleidelijk van te dure oudere werknemers te ontdoen. Dit kan echter niet verklaren waarom werknemers gedurende de eerste jaren wel langer aan het werk blijven. Dit wil zeggen dat de hoger genoemde positieve factoren, in ieder geval gedurende de eerste fase jaren, het winnen van deze negatieve factor.

FIGUUR 1: EFFECT VAN HET TIJDSKREDIET OP DE OVERLEVINGSKANS IN WERK*

Luik A: mannen



Luik B: vrouwen



* De basisresultaten (noordwestelijke paneel) geven het effect van het tijdskrediet op de overlevingskans in werk weer voor de 8 jaren volgend op de instroom in dit stelsel. De andere panelen rapporteren een opsplitsing van dit effect wanneer de uitstroom uit werk tot een van de drie vermelde bestemmingen beperkt wordt. "pp" = procentpunten.

5.2. INVLOED OP DE UITSTROOM NAAR VERSCHILLENDE UITTREDEKANALEN

In de andere panelen van figuur 1 illustreren we hoe het effect van tijdskrediet op de overlevingskans in werk verschilt naargelang de aard van de uittredebepemming. Het zuidwestelijke paneel geeft het effect op de overlevingskans weer voor het geval dat enkel uitstroom naar het vervroegde wettelijke rustpensioen deze kans kan beïnvloeden. De uitstroom naar andere bestemmingen wordt dan niet in rekening gebracht. In het noordoostelijke paneel beschouwen we het effect op de overlevingskans als dat enkel door uitstroom naar brugpensioen beïnvloed kan worden, en, ten slotte, in het zuidoostelijke paneel enkel door de uitstroom naar "andere bestemmingen". In deze figuren valt het op dat het negatieve effect (na 2 jaar voor mannen en na 4 jaar voor vrouwen) bijna volledig verklaard wordt door de uitstroom naar het vervroegde wettelijke rustpensioen en dat het effect van het tijdskrediet op de overlevingskans voor de andere uitstroombestemmingen bijna over de hele perio-

de positief blijft. Uitzondering voor laatstgenoemde positieve effect is de uitstroom naar brugpensioen voor mannen. Deze uitzondering is echter volledig voor rekening van mannen die in het 20%-regime zijn ingestapt. Als we ons beperken tot mannen die halftijds zijn gaan werken, dan is het effect van het tijdskrediet ook voor deze bestemming bijna over de hele lijn positief.²²

De institutionele context (zie Sectie 3) verklaart deze patronen in de effecten volgens uitstroombestemming. Werknemers in tijdskrediet zijn voor hun recht op het wettelijke rustpensioen gelijkgesteld aan voltijdse werknemers, maar dat is niet zo voor het recht op brugpensioen. Indien deeltijds werk werknemers ertoe aanzet om volledig te stoppen met werken of werkgevers aanspoort om werknemers vervroegd te laten vertrekken, dan zal de werknemer voor dat uittredkanaal kiezen dat hem of haar het hoogste pensioen oplevert. Omwille van de gelijkstelling met een voltijdse werknemer is dit het vervroegd wettelijke rustpensioen.

5.3. HETEROGENITEIT VAN HET EFFECT

In het Engelstalige onderzoeksrapport rapporteren we voor de geïnteresseerde lezer ook nog de effecten van het tijdskrediet volgens het regime (20% of 50%) (in figuur C.2) en de leeftijd (in figuur C.3). Voor diegenen die voor het halftijdse tijdskrediet kozen, vinden we meer uitgesproken positieve maar ook negatieve effecten en is de uitstroom naar vervroegde pensionering belangrijker dan in het 20%-regime, omdat de financiële voordelen om via dit kanaal uit te treden groter zijn. We verwachten dat het positieve effect op de kans om aan het werk te blijven voor jongere begunstigden van het tijdskrediet, groter is dan voor oudere. Dit komt omdat zij op jongere leeftijd nog niet in aanmerking komen om op vervroegd pensioen of brugpensioen te gaan. We onderzochten ook of er een differentieel effect was volgens de hoogte van het arbeidsinkomen. Omdat er een sterke correlatie is tussen de hoogte van het inkomen en het regime – twee derden van de begunstigden van tijdskrediet met een inkomen boven de mediaan kozen voor het 50%-regime – zijn de resultaten waarbij de opdeling gebeurt volgens inkomen, heel gelijkaardig aan deze volgens regime. Deze resultaten worden niet gerapporteerd, maar kunnen bij de auteurs opgevraagd worden.

5.4. IMPACT OP HET ZIEKTEVERZUIJ

Een van de argumenten om een systeem van graduele pensionering in te stellen is dat het beter is voor de gezondheid en dat hierdoor oudere werknemers minder snel zullen stoppen met werken wegens ziekte (Ahn, 2016). Om dit na te gaan onderzochten we of begunstigden van het tijdskrediet minder het werk onderbreken wegens ziekte. Omdat ziekte-uitkeringen gedurende de eerste maand ten laste

(22) Zie hiervoor figuur C.2 in de bijlage van het Engelstalige onderzoeksrapport.

blijven van de werkgever, identificeren we in de administratieve data ziekteperiodes enkel indien ze langer dan één maand duren, dit wil zeggen zodra de werknemers in aanmerking komen voor een uitkering van de mutualiteit. Deze analyse leert ons dat begunstigden van het tijdskrediet inderdaad iets minder kans hebben op ziekteverzuim, maar dit effect is klein en statistisch niet significant verschillend van nul. Een mogelijke verklaring hiervoor is dat in de periode 2003-4 enkel relatief gezonde mensen in aanmerking kwamen voor het tijdskrediet. Ze moesten immers gedurende de laatste 5 jaar ononderbroken bij dezelfde werkgever tewerkgesteld zijn en gedurende het laatste jaar voltijds (of 75% in geval van het 50%-regime (Sectie 3)). Bovendien waren ze nog relatief jong, aangezien ze reeds vanaf de leeftijd van 50 jaar in aanmerking kwamen voor het tijdskrediet. Nu de leeftijd voor het tijdskrediet verhoogd is tot 60 jaar, zouden de positieve effecten op gezondheid wel eens groter kunnen zijn.

5.5. KOSTEN-BATENANALYSE

Om een idee te krijgen van de netto maatschappelijke baat of kost van het deeltijdse tijdskrediet eindeloopbaan, voerden we een kosten-batenanalyse uit. Hiervoor berekenden we de effecten van de maatregel op twee indicatoren, telkens gemeten per maand en per persoon in het tijdskrediet (in constante 2004 euros):

- *De netto budgettaire kost:* dit is de gemiddelde kost voor de overheid (uitkeringen voor tijdskrediet tijdens het deeltijdse werk, de gedeelde belastingsinkomsten en sociale bijdragen, en uitkeringen, zoals het vervroegd pensioen, die de overheid moet betalen wegens vervroegde uittrede), verminderd met de baten van de initieel tragere uittrede uit werk voor de overheid (de belastingsinkomsten en sociale bijdragen die de deeltijdse tewerkstelling genereren en de uitkeringen die hierdoor niet *uitbetaald hoeven te worden*).
- *De netto maatschappelijk baat (of kost):* dit is de extra (of verminderde) productiewaarde die de vertraagde (of versnelde) uittrede genereert,²³ verminderd met de opportuniteitskost van de extra (of minder) gewerkte uren²⁴ en de efficiëntiekosten die de belastingsinning voor de financiering van de netto budgettaire kost met zich meebrengt.²⁵

De netto budgettaire kost wordt in kosten-batenanalyses vaak als criterium gebruikt. Nochtans is dit enkel correct vanuit het standpunt van de overheid. Voor de maatschappij is de budgettaire kost niet relevant, want dit gaat om transfers van de ene burger (de belastingbetaler) naar de andere (de netto-ontvangers van de transfers).

(23) Deze waarde wordt benaderd door de loonkost verminderd met de loon-productiviteitswig (zie bijlage van het Engelstalige onderzoeksrapport).

(24) In de basissimulatie wordt die, in overeenstemming met de wetenschappelijke literatuur, gelijkgesteld aan de helft van het nettoloon vermeerderd met de bijdragen aan de sociale zekerheid.

(25) Hogere belastingen kosten aan de maatschappij omdat mensen hierdoor minder werken en minder sparen.

Vanuit een efficiëntiestandpunt is de maatregel zinvol indien hierdoor met dezelfde middelen netto meer geproduceerd kan worden. Dit verantwoordt de keuze van ons tweede criterium. Dit criterium heeft echter ook beperkingen, niet in het minst omdat het geen rekening houdt hoe de waarde van deze extra productie over de burgers verdeeld wordt. Met de beschikbare gegevens was de berekening van zulke verdeling niet mogelijk. Bovendien moesten we bij gebrek aan gegevens ook nog een heel aantal vereenvoudigende veronderstellingen maken, zoals over de waarde van vrije tijd en van zorgtaken die dankzij het tijdskrediet weer mogelijk worden,²⁶ en konden we de baten van de, weliswaar beperkte, verminderde gezondheidskosten niet in rekening brengen. Om hieraan tegemoet te komen verrichtten we een aantal gevoeligheidsanalyses waarbij we verschillende veronderstellingen maakten over de ontbrekende gegevens. In de bijlage van het Engelstalige onderzoeksrapport kan de geïnteresseerde lezer er de volledige methodologie op nalezen.

Uit deze analyse blijkt dat het tijdskrediet zowel voor de overheid als voor de maatschappij meestal meer kost dan het opbrengt.²⁷ Enkel gedurende de eerste twee (vier) jaar voor mannen (vrouwen) kunnen de maatschappelijke baten en kosten in evenwicht komen, maar alleen onder de extreme veronderstelling dat werkgevers de arbeidsduurvermindering van de begunstigden van het tijdskrediet volledig compenseren via de aanwerving van andere werknemers zonder dat deze aanwervingen extra maatschappelijke kosten met zich meebrengen. In werkelijkheid gebeurt zulke compensatie maar gedeeltelijk. Dit wil zeggen dat de conclusie dat het tijdskrediet netto meer aan de maatschappij kost dan wat het oplevert, robuust is.

De voornaamste redenen voor deze negatieve resultaten zijn de volgende. Zelfs al vertraagt het tijdskrediet initieel de uittrede uit werk, toch doet dit niet globaal het aantal gewerkte uren toenemen. Dit komt omdat de verhoging van het aantal gewerkte uren ten gevolge van het langer werken kleiner is dan de afname hiervan ten gevolge van het deeltijdse werk. Verder vindt het positieve effect voornamelijk op relatief jongere leeftijd plaats, vóór 60 jaar wanneer de werknemer nog geen recht heeft op een vervroegd pensioen. Op deze relatief jonge leeftijd is het werken aan een vertraagd ritme nog niet zozeer een noodzaak als op oudere leeftijd: zelfs indien de werknemer voltijds blijft werken, is de kans op vroegtijdige uitstroom nog niet zo hoog. Dit verandert naarmate de werknemer ouder wordt. Dit bevestigt dat de huidige regering er goed aan heeft gedaan om de leeftijd van het recht op tijdskrediet eindeloopbaan te verhogen. Of de huidige keuze, namelijk 60 jaar (met uitzondering voor werknemers in zware beroepen), de juiste is, kunnen we uit dit onderzoek niet besluiten. Wat we wel kunnen concluderen, is dat die leeftijdsverhoging niet

(26) Zoals in voetnoot 16 aangegeven, waarden we de vrije tijd aan de helft van het netto uurloon (vermeerdert met sociale bijdragen).

(27) Zie de bijlage van het Engelstalige onderzoeksrapport voor een uitgebreide rapportering.

volstaat om een positief effect te sorteren. Er zou tegelijk minder financieel voordeel moeten zijn om voortijdig volledig te stoppen met werken. De leeftijd van het vervroegde wettelijke pensioen wordt weliswaar verhoogd tot 63 jaar in 2019 en de leeftijd van het conventionele brugpensioen ("SWT") is behoudens uitzonderingen verhoogd tot 62 jaar, maar dit neemt niet weg dat het financiële voordeel voor een deeltijdse werknemer om op dat moment volledig te stoppen, (bijna) even groot is als voor iemand die op dat moment nog voltijds aan de slag is. Dat is niet logisch, want het is juist de bedoeling van het tijdskrediet om mensen via deeltijds werken langer aan de slag te kunnen houden. Iemand die ervoor gekozen heeft deeltijds te werken, moet daarom ook financieel aangemoedigd worden om langer te werken dan iemand die voltijds is blijven werken. Het stelsel van tijdskrediet met uitkering en met gelijkstelling van pensioenrechten aan die van een voltijdse werknemer pensioen, moet daarom volgens ons vervangen door een pensioensysteem waarin men er kan voor kiezen om geleidelijk (deeltijds) dit pensioen vroegtijdig op te nemen, maar dan volgens actuariële principes. Dit laatste wil zeggen dat, als je vroeger (deeltijds) met pensioen gaat, de overheid gemiddeld niet méér voor je mag uitgeven aan pensioenen dan als je voltijds blijft werken en later met pensioen gaat. De voorstellen van de Academische Raad voor pensioenen gaan in die richting (Schokkaert et al., 2017) en verdienen daarom verder onderzoek.

6. BESLUIT EN BELEIDSAANBEVELINGEN

We onderzochten of het tijdskrediet eindeloopbaan in de private sector een effectief instrument is om oudere werknemers langer aan het werk te houden. Hiervoor volgden we gedurende acht jaar 1.227 mannen en 762 vrouwen die in 2003 en 2004 dit tijdskrediet opnamen, en vergeleken de kans dat deze groep aan het werk bleef, met een controlegroep die geen tijdskrediet opnam. De twee groepen werden met behulp van de methode van de "omgekeerde kansweging" ("inverse probability weighting") zo vergelijkbaar mogelijk gemaakt. Hierdoor controleerden we op een zeer flexibele semiparametrische wijze voor een uitgebreide set van individuele en werkgeverskenmerken, inclusief de bijna volledige arbeidshistoriek. We argumenteerden dat we op die manier ook rekening konden houden met selectie op bestendige niet-waargenomen individuele kenmerken. Niettemin heeft deze methode ook belangrijke beperkingen. Ze kan immers niet controleren voor niet-waargenomen *onverwachte* gebeurtenissen, zoals een plotse verslechtering van de gezondheidstoestand van de persoon in kwestie of van naasten, of de geboorte van een kleinkind waarvoor men wenst te zorgen. Aangezien zulke onverwachte gebeurtenissen zowel de kans op tijdskrediet als op tewerkstelling beïnvloeden, zijn onze resultaten vertekend. Met de beschikbare gegevens konden we echter onmogelijk zulke factoren in rekening brengen. Verder onderzoek dient uit te maken hoe belangrijk deze tekortkoming is.

Uit onze analyse concluderen we dat het tijdskrediet in een eerste fase (twee jaar voor mannen en vier jaar voor vrouwen) de kans om aan het werk te blijven ver-

hoogt. Na die eerste fase verlaten begunstigden van het tijdskrediet de arbeidsmarkt echter sneller dan als ze voltijds hadden blijven werken. We verklaren deze evolutie als volgt. In een eerste fase laat deeltijds werken toe om een betere balans te vinden tussen werk, vrije tijd en/of zorgtaken. Dit oefent ook een positieve invloed uit op de gezondheid van deze oudere werknemers, maar in onze analyse vonden we dat een lager ziekteverzuim slecht een marginale bijdrage levert aan de verlenging van de beroepsloopbaan. Na verloop van tijd lijken deeltijdse werknemers echter minder aan hun werk gehecht te raken dan wanneer ze voltijds hadden blijven werken en/of interpreteert de werkgever hun keuze voor deeltijds werk mogelijk als een signaal dat ze de arbeidsmarkt vervroegd wensen te verlaten. Op het moment dat hun leeftijd recht geeft op een vervroegd pensioen, verlaten ze de arbeidsmarkt dan ook sneller dan wanneer ze voltijds hadden blijven werken.

De bestemming van deze uittrede wordt beïnvloed door het systeem van gelijkstelling, waardoor een deeltijdse werknemer in tijdskrediet recht blijft hebben op een werkloosheidsuitkering en wettelijk rustpensioen van een voltijdse werknemer. Deze gelijkstelling geldt echter niet voor het conventionele brugpensioen, of “stelsel van werkloosheid met bedrijfstoelage” (SWT) in de huidige terminologie. Dit maakt het voor de deeltijdse werknemer in tijdskrediet voordeliger om uit te treden via het vervroegde rustpensioen dan via andere uittredekanalen, zoals SWT. Uit onze analyse blijkt dat deze financiële prikkels de keuze van het uittredekanaal sterk beïnvloeden: werknemers in tijdskrediet stromen veel meer dan de voltijdse werknemers in de controlegroep uit naar dit vervroegd rustpensioen. Dit laatste geldt vooral voor de groep die halftijds werkt, aangezien voor deze groep het financiële voordeel groter is dan de groep die het werkritme slechts met 20% heeft verminderd.

De huidige regering heeft de mogelijkheden om vervroegd met pensioen te gaan ingeperkt. Tussen 2012 en 2019 wordt de leeftijd van het vervroegde wettelijke rustpensioen geleidelijk van 60 naar 63 jaar opgetrokken, terwijl nu reeds de leeftijd van het conventionele brugpensioen van 58 jaar op 62 jaar werd gebracht, met weliswaar een aantal uitzonderingen. Bovendien dienen oudere werklozen sedert 2015 ook veel langer beschikbaar te blijven voor de arbeidsmarkt, in principe tot 65 jaar, hoewel het zoekgedrag niet meer actief opgevolgd wordt vanaf 60 jaar. Hierdoor is het voor deeltijdse werknemers in tijdskrediet moeilijker om vervroegd volledig te stoppen met werken. Betekent dit dat in de huidige regeling het tijdskrediet de uittrede uit werk wel kan vertragen? We denken van wel, maar zulke vertraagde uittrede is niet voldoende. In onze kosten-batenanalyse toonden we aan dat zelfs in de initiële periode, wanneer het tijdskrediet mensen langer aan het werk houdt, de maatschappelijke kosten de baten overtroffen. De komt voornamelijk omdat de toename van de gewerkte uren door de vertraagde uittrede het aantal uren dat er door deeltijds werk verloren gaat, niet kan compenseren: *globaal* worden er nog steeds *minder* uren gewerkt. We argumenteerden echter dat het voordeel van aan een

lager ritme te werken met de leeftijd aan belang wint. Doordat de huidige regering ook de minimumleeftijd voor het tijdskrediet eindeloopbaan heeft verhoogd tot 60 jaar,²⁸ zou het huidige tijdskredietstelsel eindeloopbaan mogelijk wel een netto voordeel opleveren aan de maatschappij. Dit verdient alleszins onderzoek. Anderzijds duurt in het huidige systeem dit voordeel niet lang genoeg, omdat er genereuze uitstapregelingen blijven bestaan vanaf de leeftijd van 62 jaar. We pleiten ervoor om na te denken over de integratie van het stelsel van tijdskrediet en dat van (vervroegde) pensionering in één stelsel waarin men een geleidelijke (deeltijdse) pensionering vanuit actuariële principes mogelijk maakt. Dit kan ervoor zorgen dat ouderen die voor deeltijds werk kiezen ook financieel aangemoedigd worden om langer te blijven werken. De voorstellen van de Academische Raad voor pensioenen gaan in die richting (Schokkaert et al., 2017) en verdienen daarom meer aandacht.

(28) Tot 55 jaar voor bepaalde uitzonderingen, maar ook voor deze groepen wordt de leeftijd vanaf 2016 geleidelijk verhoogd tot 60 jaar in 2019.

BIBLIOGRAFIE

Ahn, T., Reduction of Working Time: Does It Lead to a Healthy Lifestyle?: Working Time and Health Behaviors, *Health Economics*, 25(8), pp. 969-983, 2016.

Albanese, A. en Cockx, B., Permanente loonlastenverlagingen voor oudere werknemers. Effectief instrument voor behoud van tewerkstelling en voor uitstel van brugpensioen?, Hoofdstuk 3, in B. Cockx, M. Dejemeppe en B. Van der Linden (ed.). *Werk voor ouderen: werkt het beleid?/L'emploi des seniors en Belgique: quelles politiques pour quels effets?*, Onderzoeksrapport in opdracht van de FOD Wetenschapsbeleid, Brussel, 2017, www.belspo.be/belspo/fedra/proj.asp?l=fr&COD=TA/00/44.

Berg, P.B., Hamman, M.K., Piszczek, M. en Ruhm, C., Can Policy Facilitate Partial Retirement? Evidence from Germany. *IZA Discussion Paper*, nr. 9266, IZA, Bonn, 2015.

Elsayed, A., de Grip, A., Fouarge, D. en Montizaan, R., Gradual Retirement, Financial Incentives and Labour Supply of Older Workers: Evidence from a Stated Preference Analysis, *IZA Discussion Paper*, nr. 9430, IZA, Bonn, 2015.

Eurofound, *Extending working lives through flexible retirement schemes: Partial retirement*, Publications Office of the European Union, Luxemburg, 2016.

Fredriksson, P. en Johansson, P., Dynamic Treatment Assignment: The Consequences for Evaluations Using Observational Data, *Journal of Business & Economic Statistics*, 26(4), pp. 435-445. 2008.

Gielen, A., Working hours flexibility and older workers' labor supply, *Oxford Economic Papers*, Oxford University Press, 61(2), pp. 240-274, 2009.

Graf, N., Hofer, H. en Winter-Ebmer, R., Labor supply effects of a subsidized old-age part-time scheme in Austria, *Zeitschrift für Arbeitsmarktforschung/Journal for Labour Market Research*, 44(3), pp. 217-229, 2011.

Schokkaert, E., Devolder, P., Hindriks, J. en Vandenbroucke, F., Naar een nieuw sociaal contract. Het pensioen op punten, *Leuvense Economische Standpunten*, 2017/162, Faculteit Economie en Bedrijfswetenschappen, Onderzoekseenheid Economie, Katholieke Universiteit Leuven, 2017.

Huber, M., Lechner, M. en Wunsch, C., The Effect of Firms' Phased Retirement Policies on the Labor Market Outcomes of Their Employees, *Industrial and Labor Relations Review*, 2016.

Machado, C.S. en Portela, M., Hours of Work and Retirement Behavior, *IZA Discussion Paper*, nr. 6270, IZA, Bonn, 2012.

OESO, *OECD.StatExtracts*, 2015. Geraadpleegd op 4 februari 2015 via www.stats.oecd.org.

Van Looy, P., Kovalenko, M., Mortelmans, D. en De Preter, H., *Working hours-reduction in the move to full retirement: How does this affect retirement preferences of 50+ individuals in Flanders?*, Leuven, Steunpunt WSE en Antwerpen, CELLO, Universiteit Antwerpen, 2014.

Vikström, J., IPW estimation and related estimators for evaluation of active labor market policies in a dynamic setting, *Working Paper Series from IFAU*, Institute for Evaluation of Labour Market and Education Policy, nr. 2014:1, Uppsala, 2014.

INHOUDSTAFEL

HET TIJDSKREDIET EINDELOOPBAAN. VERLENGT HET DE BEROEPSLOOP- BAAN?

1.	PROBLEEMSTELLING	375
2.	WAT WE AL WETEN	376
3.	GRADUELE PENSIONERING IN BELGIE: HET TIJDSKREDIET EINDELOOPBAAN	377
4.	DATA EN METHODE	379
5.	RESULTATEN EN KOSTEN-BATENANALYSE	384
5.1.	OVERLEVINGSKANS IN WERK	384
5.2.	INVLOED OP DE UITSTROOM NAAR VERSCHILLENDE UITTREDEKANALEN	386
5.3.	HETEROGENITEIT VAN HET EFFECT	387
5.4.	IMPACT OP HET ZIEKTEVERZUIM	387
5.5.	KOSTEN-BATENANALYSE	388
6.	BESLUIT EN BELEIDSAANBEVELINGEN	390
	BIBLIOGRAFIE	393